

84 Estacionalidad en la rentabilidad y volatilidad . . .

Volumen 1, Número 1 (2007), pp. 84-95

[www.csf.itesm.mx/egade/publicaciones](http://www.csf.itesm.mx/egade/publicaciones)



REVISTA DE  
ADMINISTRACIÓN,  
FINANZAS Y  
ECONOMÍA

Recibido 24 de noviembre 2006, Aceptado 24 de enero 2007

## Estacionalidad en la Rentabilidad y Volatilidad de los Títulos que Cotizan en el LATIBEX

Octavio Maroto Santana \*  
Rosa María Cáceres Apolinario  
Lourdes Jordán Sales  
Alejandro Rodríguez Caro<sup>†</sup>

### Resumen

Dada la creciente importancia que han ido adquiriendo las economías de los principales países latinoamericanos, en diciembre de 1999 se crea el Latibex, mercado internacional que se caracteriza por ser el único en el que se negocian exclusivamente activos financieros latinoamericanos, apoyándose en la plataforma de negociación y liquidación de valores de la Bolsa española. El presente trabajo se centra en la búsqueda de anomalías referidas a la estacionalidad de dicho mercado, analizando el efecto día de la semana en los distintos activos financieros que cotizan en el Latibex, tanto en la rentabilidad como en la volatilidad, utilizando para ello los modelos de varianza condicional GARCH y T-ARCH.

### Abstract

Due to the growing importance that the economies of the main Latin American countries have been gaining, the Latibex was created in December 1999. It is an international market characterized for being the only one, where exclusively Latin American financial assets are negotiated, using the platform of negotiation and liquidation of values of the Spanish Stock Market. The present paper is focussed on the search for anomalies referred to the seasonality of the markets. In this sense, we will empirically contrast the day of the week effect on the financial assets which quoted on the Latibex, not only on return but on volatility

---

\* Campus Universitario de Tafira, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Departamento de Economía Financiera y Contabilidad. Las Palmas de Gran Canaria, C.P. 35017, Las Palmas, España. Correo electrónico: [omaroto@defc.ulpgc.es](mailto:omaroto@defc.ulpgc.es)

<sup>†</sup> Campus Universitario de Tafira, Departamento de Métodos Cuantitativos. Las Palmas de Gran Canaria, C.P. 35017, Las Palmas, España.

as well. This paper is making use, for this particular purpose, of the conditional variance models T-ARCH and GARCH.

*Clasificación JEL : G15, C22.*

*Palabras clave: Latibex, GARCH, T-ARCH y Efecto día de la semana.*

## 1. Introducción

El Mercado de Valores Latinoamericanos en Euros (Latibex) es un mercado organizado de negociación autorizado por el Gobierno español, que nació el 1 de diciembre de 1999 para canalizar la inversión europea hacia Latinoamérica. Dicho mercado permite a los inversores europeos acceder a las principales empresas latinoamericanas de tamaño relevante<sup>2</sup> en una única divisa, el euro, y en una única plataforma de negociación y liquidación de valores.

En el Latibex se encuentran representadas empresas de México, Brasil, Argentina, Puerto Rico, Chile, Perú, Colombia y Venezuela. Para incorporarse a este mercado los valores deben estar previamente admitidos a negociación en una bolsa latinoamericana cuyo régimen de admisión a negociación, supervisión y difusión de información se ajuste a unos criterios equiparables a los que rigen en el mercado de valores español, ya que está regulado bajo la vigente Ley Española del Mercado de Valores.

Una de las principales ventajas del Latibex es que, por un lado, permite a las principales empresas de América Latina un acceso sencillo y eficiente al mercado europeo; y por otro lado, acerca al inversor europeo a las principales empresas latinoamericanas resolviendo la complejidad operativa y jurídica y reduciendo riesgos. En definitiva, el Latibex se ha convertido en la puerta de entrada de las compañías latinoamericanas a la zona euro y se consolida como punto de unión de los mercados de valores de Europa y América Latina, todo ello en un entorno de alta transparencia informativa.

En este sentido, al ser el Latibex un marco idóneo para la canalización de inversiones europeas hacia países latinoamericanos, el presente trabajo se centra en la búsqueda de anomalías referidas a la estacionalidad de dicho mercado. Por ello, se analiza el efecto día de la semana en el índice Latibex, así como en los distintos activos financieros que cotizan en dicho mercado para el período temporal que abarca desde enero de 2003 hasta abril de 2005. Este efecto estacional se analiza tanto en la rentabilidad como en la volatilidad, utilizando para ello los modelos de varianza condicional GARCH y T-ARCH.

El trabajo está estructurado de la siguiente manera. En la sección 2 se describe la base de datos. En la sección 3 se expone la metodología utilizada. En la sección 4 se realiza la estimación del modelo y se exponen los resultados alcanzados. Finalmente, en la última sección se exponen las principales conclusiones derivadas del presente trabajo.

---

<sup>2</sup> En concreto, se incluyen en este índice bursátil empresas latinoamericanas con una capitalización bursátil superior a 300 millones de euros.

## 2. Descripción de la muestra

Para la realización del presente trabajo hemos utilizado las series históricas de rentabilidades de los títulos que componen el Latibex desde el 7 de enero de 2003 hasta el 1 de abril de 2005. Estos valores se recogen en el cuadro 1. Se han eliminado de la muestra aquellos títulos que no han cotizado en el mercado durante todo el período muestral<sup>3</sup>.

Cuadro 1. Empresas que forman la muestra

Acrónimo	Nombre	Acrónimo	Nombre
BPR	Ba.S.P.Rico	BBR	Banco Bradesco
ARC	Aracruz Celulose	TMX	Télefonos de México
VRD	Vale do Río Doce	PBR	Petroleo Brasileiro
COP	Copel	GLC	Globo Cabo
GEC	Gerais-Cemig	GER	Gerdau
BRA	Bradespar	ENE	Enersis
BCH	Banco de Chile	END	Empresa Nacional de Electricidad
AMM	America Movil	DYS	Distrib. y Servicio

Fuente: Elaboración propia

Las rentabilidades de cada título han sido calculadas de forma instantánea siguiendo la siguiente expresión:

$$r_t = \ln \left( \frac{p_t}{p_{t-1}} \right) \quad (1)$$

siendo  $p_t$  y  $p_{t-1}$  los valores de cada índice para los períodos  $t$  y  $t - 1$ , respectivamente.

En cuanto a los índices de mercado utilizado, se han utilizado el FTSE Latibex All Share (LTA), el cual recoge todas las empresas cotizadas en el Latibex y el Latibex Top (LTT), en el que se incluyen únicamente los 15 valores de mayor capitalización bursátil y liquidez entre aquéllos que forman parte de este mercado.

Para llevar a cabo el análisis del efecto día de la semana, Rogalski (1984), Keim y Stambaugh (1984), Kim y Park (1994) y Aggarwal y Schatzberg (1997), entre otros, eliminan del estudio los días de negociación que son pos-festivos<sup>4</sup>. No obstante, en el presente trabajo hemos decidido incorporar cinco observaciones por semana de cara a evitar posibles sesgos derivados de la pérdida de información producida en los días festivos. En concreto, se parte de 584 rentabilidades para cada uno de los valores analizados.

<sup>3</sup> Además, también se ha eliminado la empresa Volcán Compañía Minera, ya que aun cotizando en el período objeto de estudio, no se dispone de numerosos datos de cotización.

<sup>4</sup> Es decir, únicamente se incorporan las rentabilidades en cuyo cálculo sólo existe un día de diferencia en el caso de martes, miércoles, jueves y viernes, y tres días de diferencia en el caso de los lunes.

En el cuadro 2 y cuadro 3 se recogen los principales estadísticos descriptivos de las series de rentabilidades de los distintos activos e índices, respectivamente. De las mencionadas tablas destacan la escasa asimetría que presentan la mayoría de los títulos analizados, siendo positiva o a la derecha en el 62,5% de los casos, al igual que los dos índices utilizados. También hay que señalar que todas las series de rentabilidades de los títulos e índices bursátiles presentan una elevada curtosis, lo cual implica el rechazo del contraste de normalidad para todos los títulos analizados. En cuanto a los dos índices seleccionados, ambos presentan una ligera asimetría hacia la izquierda y una elevada curtosis, por lo que tampoco se puede aceptar la normalidad de sus rentabilidades.

Cuadro 2. Estadísticos descriptivos (títulos)

	Media	Mediana	Max.	Min.	Dev.tip.	Asim
AMM	0.002	0.002	0.080	-0.082	0.018	-0.013
ARC	0.001	0.000	0.109	-0.066	0.020	0.323
BBR	0.002	0.000	0.090	-0.085	0.023	0.093
BCH	0.001	0.000	0.065	-0.067	0.014	0.241
BPR	0.001	0.001	0.146	-0.090	0.018	0.582
BRA	0.003	0.000	0.155	-0.100	0.028	0.621
GEC	0.002	0.001	0.127	-0.095	0.031	0.201
DYS	0.001	0.001	0.090	-0.075	0.019	0.241
END	0.001	0.000	0.069	-0.044	0.015	0.198
ENE	0.001	0.000	0.062	-0.095	0.018	-0.287
GER	0.001	0.001	0.101	-0.325	0.032	-2.729
GLC	0.002	0.000	0.238	-0.181	0.045	0.676
PBR	0.002	0.002	0.068	-0.075	0.021	-0.351
TMX	0.000	0.001	0.046	-0.040	0.013	-0.096
VRD	0.001	0.001	0.088	-0.496	0.033	-7.354
COP	0.001	0.000	0.112	-0.092	0.030	0.044
LTA	0.001	0.002	0.046	-0.047	0.013	-0.398
LTT	0.001	0.002	0.046	-0.046	0.013	-0.379

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 2. (Continuación)

	Curtosis	JB(prob)
AMM	4.924	0.000
ARC	5.171	0.000
BBR	3.990	0.000
BCH	6.169	0.000
BPR	10.84	0.000
BRA	6.470	0.000
GEC	3.303	0.046
DYS	5.322	0.000
END	4.335	0.000
ENE	5.538	0.000
GER	26.96	0.000
GLC	7.701	0.000
PBR	3.834	0.000
TMX	3.756	0.001
VRD	104.3	0.000
COP	3.969	0.000
LTA	4.104	0.000
LTT	3.816	0.000

Cuadro 3. Estadísticos descriptivos (índices)

	Media	Mediana	Max.	Min.	Dev.tip.	Asim
LTA	0.001	0.002	0.046	-0.047	0.013	-0.398
LTA	0.001	0.002	0.046	-0.046	0.013	-0.379

Cuadro 3. (Continuación)

	Curtosis	JB(prob)
LTA	4.104	0.000
LTT	3.816	0.000

Fuente: Elaboración propia

### 3. Metodología

Dentro del conjunto de anomalías derivadas de la existencia de estacionalidad en las series de rentabilidades, el análisis del efecto día de la semana es uno de los más contrastados. Este análisis parte de la hipótesis de que los rendimientos alcanzados por cada título no son independientes del día de la semana en el cual se han producido. Una primera aproximación para la contrastación del efecto día de la semana se puede efectuar a través de un modelo de regresión, al igual que Miralles y Miralles (2000), en el que se incluyen tantas variables ficticias como días de la semana:

$$r_{it} = \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 D_{4t} + \beta_5 D_{5t} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

donde  $r_{it}$  es la rentabilidad diaria del activo financiero;  $D_{jt}$  las variables ficticias que toman el valor 1 si la rentabilidad correspondiente al día  $t$  corresponde a un lunes, martes, miércoles, jueves o viernes, respectivamente, y 0 para los restantes casos;  $\beta_j$  los coeficientes que representan la rentabilidad media para cada uno de los días de la semana y  $\varepsilon_t$  el término de error.

Es preciso señalar que aunque la rentabilidad correspondiente a un determinado día de la semana sea significativamente distinta de cero no implica la existencia de estacionalidad, por lo que es necesario efectuar un contraste de igualdad de medias. Mediante este contraste se puede comprobar si las rentabilidades son independientes del día de la semana en que las mismas se generan, o por el contrario presentan rentabilidades medias estadísticamente similares. El rechazo de la hipótesis nula del contraste, implicaría la existencia de un efecto día de la semana.

No obstante, esta metodología suele presentar dos grandes problemas. Por un lado, las perturbaciones obtenidas en el modelo de regresión pueden estar autocorrelacionadas, por lo que se cometerían errores en la inferencia. Por otro lado, la varianza de los residuos puede no ser constante, pudiendo ser dependiente en el tiempo.

Para corregir el primero de los problemas, Easton y Faff (1994), Corredor y Santamaría (1996) y Kyimaz y Berument (2001), entre otros, incorporan al modelo de regresión anterior las rentabilidades retardadas una semana:

$$r_{it} = \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 D_{4t} + \beta_5 D_{5t} + \sum_{j=1}^4 \beta_{j+5} r_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Para corregir el problema derivado de la variabilidad en la varianza de los residuos, se proponen los modelos ARCH, introducidos por Engle (1982), los cuales permiten expresar la varianza condicional como función de los errores del pasado. Estos modelos suponen que la varianza del término perturbación no es constante a lo largo del tiempo, es decir, que el término error se distribuye como  $\varepsilon_t \sim (0, \sigma_t^2)$ . La versión generalizada de estos modelos fue propuesta por Bollerslev (1986) y viene expresada por la suma de un polinomio de media móvil de orden  $q$  más un polinomio autorregresivo de orden  $p$ :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \sigma_{t-i}^2 \quad (4)$$

Otros trabajos, como los de Baillie y Bollerslev (1989), Hsieh (1988), Copeland y Wang (1994) y Kyimaz y Berument (2001), incluyen además variables dummies que recogen los posibles efectos estacionales dentro de la ecuación de la varianza, consiguiendo con ello estimaciones conjuntas de los posibles efectos día de la semana, tanto en la media como en la varianza condicional:

$$r_{it} = \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 D_{4t} + \beta_5 D_{5t} + \sum_{j=1}^4 \beta_{j+5} r_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_t^2) \quad (5)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_3 + \alpha_4 D_4 + \alpha_5 D_5 + \sum_{i=1}^q \alpha_{5+i} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \sigma_{t-i}^2$$

Este modelo está caracterizado por un comportamiento simétrico por lo que la volatilidad es invariante ante subidas o bajadas en la cotización de los activos. No obstante, es conocido que los impactos en la volatilidad de las rentabilidades positivas y negativas no tienen por qué tener un mismo efecto en la volatilidad. Tal como argumentan Kiyamaz y Berumet (2001) y Amigo y Rodríguez (2001), en muchas ocasiones la volatilidad generada por una caída en la rentabilidad suele ser superior a la correspondiente a una subida en la cotización del activo analizado. En este sentido, utilizamos dos modelos que nos permiten comprobar la existencia o no de este comportamiento asimétrico denominado efecto apalancamiento.

El modelo T-ARCH está caracterizado por poseer una estructura similar a la del modelo simétrico GARCH con la salvedad de incluir un sumando donde la significación del parámetro  $\lambda$  indicaría la existencia de un comportamiento diferenciado de la volatilidad ante shocks positivos y negativos. Este modelo fue introducido, entre otros por Zakoian (1990) y Glosten, Jagannathan y Runkle (1993). La estructura generalizada del modelo T-ARCH es la siguiente:

$$\begin{aligned}
 r_{it} &= \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 D_{4t} + \beta_5 D_{5t} + \sum_{j=1}^4 \beta_{j+5} r_{t-j} + \varepsilon_t \\
 \varepsilon_t &\sim iid(0, \sigma_t^2) \\
 \sigma_t^2 &= \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_3 + \alpha_4 D_4 + \alpha_5 D_5 + \sum_{i=1}^q \alpha_{5+i} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \sigma_{t-i}^2 \\
 &\quad + \lambda \varepsilon_{t-i}^2 d_{t-1},
 \end{aligned} \tag{6}$$

siendo  $d_{t-1}$  una variable dicotómica que toma el valor 1 cuando la cotización disminuye en un período y 0 para incrementos en la cotización del activo analizado.

#### 4. Estimación del modelo y resultados empíricos

Según la metodología anteriormente expuesta y de forma similar a Kyimaz y Berument (2001), realizamos estimaciones conjuntas de los posibles efectos día de la semana, tanto en la media como en la varianza condicional. Los resultados obtenidos los analizaremos distinguiendo los efectos estacionales encontrados tanto en la ecuación de la rentabilidad como en la de la varianza.

La significatividad de forma individual de cada una de las variables dicotómicas nos indicaría la existencia de un comportamiento estacional del día de la semana en la que se calcula. Además de estudiar la significatividad de cada una de las dummies incluidas en el mismo, se analiza la existencia de estructura en la parte autorregresiva y en la parte media móvil que incluye el modelo de regresión.

##### 4.1. Estudio del efecto día de la semana en la rentabilidad

El estudio del efecto fin de semana en la rentabilidad lo hemos medido a través de la significación individual de cada una de las cinco variables dicotómicas, una

para cada día de la semana, incluidas en el modelo. En caso de resultar significativos dichos coeficientes, nos indicaría la existencia de un comportamiento estacional en el día de la semana en la que se calcula:

$$r_{it} = \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 D_{4t} + \beta_5 D_{5t} + \sum_{j=1}^4 \beta_{j+5} r_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Los resultados obtenidos, los cuales se resumen en el cuadro 4, nos indican que en el 81% de los títulos analizados se aprecia un comportamiento estacional en la ecuación de la rentabilidad. Asimismo, es de destacar que en todos estos títulos en los que se aprecia una rentabilidad anormal, existe un efecto día de la semana el viernes, siendo además siempre el coeficiente positivo, lo cual viene a indicar que la rentabilidad obtenida en viernes es significativamente superior a la correspondiente al resto de días de la semana. En cuanto a anomalías en la rentabilidad generada en el resto de días de la semana, se aprecia un efecto lunes en America Movil (AMM), Globo Cabo (GLC) y en Distrib. y Servicios (DYS); un efecto martes en Vale do Rio Doce (VRD) y Bradespar (BRA); y un efecto miércoles en Petroleo Brasileiro (PBR).

Cuadro 4. Efecto día de la semana en rentabilidades (títulos)

Título	VARIABLES SIGNIFICATIVAS	Título	VARIABLES SIGNIFICATIVAS
BPR	— — —	BBR	$D5$
ARC	$D5$	TMX	— — —
VRD	$D2, D5, AR(1)$	PBR	$D3, D5$
COP	$D5$	GLC	$D1, D5$
GEC	$D5, AR(1)$	GER	$D5, AR(1)$
BRA	$D2, D5^*$	ENE	$D5, AR(1)^*$
BCH	$D5$	END	— — —
AMM	$D1, D5$	DYS	$D2, D5^*, AR(1)$

\* Significativo al 10%; Fuente: Elaboración propia

En cuanto al comportamiento estacional que presentan los índices Latibex All Share y Latibex Top, hemos de destacar que, de forma similar a los resultados obtenidos con los títulos analizados en la muestra, también se manifiesta un efecto viernes. Además, existe un efecto lunes en el Latibex All Share. Todo ello queda recogido en el cuadro 5:

Cuadro 5. Efecto día de la semana en rentabilidades (índices)

Título	VARIABLES SIGNIFICATIVAS
LTA	$D1, D5$
LTT	$D5, AR(1)$

#### 4.2. Estudio del efecto día de la semana en la volatilidad

Para el análisis del efecto día de la semana en la volatilidad, hemos incluido cuatro variables dummies para recoger los posibles efectos estacionales dentro



de la ecuación de la varianza condicional, no incluyendo la variable dicotómica correspondiente al miércoles (D3). Por lo tanto, la significación individual de estas variables nos indicaría una volatilidad anormal con respecto a la obtenida el miércoles. Este análisis lo hemos efectuado tanto para el modelo simétrico GARCH como para el modelo asimétrico T-ARCH.

#### a) Modelo GARCH

La ecuación que hemos utilizado para estimar el modelo simétrico GARCH es la siguiente:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_4 D_4 + \alpha_5 D_5 + \sum_{i=1}^q \alpha_{5+i} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \sigma_{t-i}^2 \quad (8)$$

En el cuadro 6 se recogen los resultados derivados del efecto día de la semana en la volatilidad de cada título, así como la estructura GARCH de cada serie:

Cuadro 6. Modelo GARCH: efecto día de la semana en varianza (títulos)

Título	Estructura GARCH	Variables significativas	Título	Estructura GARCH	Variables significativas
BPR	(1,1)	— — —	BBR	(1,1)	<i>D2, D5</i>
ARC	— — —	<i>D2*</i>	TMX	(0,1)	— — —
VRD	(0,1)	<i>D4</i>	PBR	(1,1)	— — —
COP	(1,1)	<i>D2</i>	GLC	(1,1)	<i>D4*, D5</i>
GEC	(0,1)	— — —	GER	(1,1)	<i>D1, D4</i>
BRA	(1,1)	<i>D2</i>	ENE	(1,1)	— — —
BCH	(1,1)	<i>D2</i>	END	(0,1)	<i>D5</i>
AMM	— — —	— — —	DYS	(1,1)	— — —

\* Significativo al 10%; Fuente: Elaboración propia

Del citado cuadro, es de destacar en cuanto a la estructura de cada título que en la mayoría de ellos la estructura resultante es GARCH (1,1), lo cual, según Lamoreux y Lastrapes (1990), es la estructura que mejor se ajusta a muchas de las series temporales financieras. En los restantes mercados que presentan volatilidad condicional, la estructura resultante es GARCH (0,1). En cuanto a la volatilidad de cada día de la semana, al igual que Kyimaz y Berument (2001), no encontramos un comportamiento común en el efecto del día de la semana en la ecuación de la varianza condicional. En este sentido, en el 31% de los casos existe efecto martes, en el 19% de los títulos se detecta efecto jueves y efecto viernes, siendo solamente un título el que presenta volatilidad anormal el lunes. También es de destacar que en el 44% de los títulos analizados no se detecta ningún comportamiento estacional en la ecuación de la volatilidad condicional.

En cuanto a la estacionalidad en la ecuación de la volatilidad que presentan los índices Latibex All Share y Latibex Top, hemos de destacar que la estructura GARCH de ambos es (0,1), existiendo solamente un comportamiento anormal

de la volatilidad del jueves para el Latibex Top. En el cuadro 7 se muestra la estimación del efecto día de la semana en la volatilidad de dichos índices.

Cuadro 7. Modelo simétrico: efecto día de la semana en varianza (índices)

Índice	Estructura GARCH	Variables significativas
LTA	(0,1)	---
LTT	(0,1)	$D4^*$

\* Significativo al 10%; Fuente: Elaboración propia

#### b) Modelo T-ARCH

Dado que los efectos en la estacionalidad derivados de una subida en la rentabilidad no tienen por qué ser similares a los producidos por una bajada de la misma, hemos analizado también el modelo asimétrico T-ARCH, el cual incluye, a diferencia del modelo anterior, un parámetro  $\lambda$  que, en caso de ser significativo, indicaría la existencia de este comportamiento diferenciado. La estructura del modelo T-ARCH analizado es la siguiente:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_4 D_4 + \alpha_5 D_5 + \sum_{i=1}^q \alpha_{5+i} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \sigma_{t-i}^2 + \lambda \varepsilon_{t-i}^2 d_{t-1}, \quad (9)$$

El cuadro 8 refleja los resultados derivados del efecto día de la semana en la volatilidad de cada título, así como la estructura T-ARCH de cada serie:

Cuadro 8. Modelo asimétrico: efecto día de la semana en varianza (títulos)

Tít.	GARCH	Variables significativas	As.	Tít.	GARCH	Variables significativas	As.
BPR	(1,1)	---	NO	BBR	(0,1)	$D2, D5$	NO
ARC	(0,1)	$D2^*$	NO	TMX	(0,1)	---	NO
VRD	(1,0)	$D4$	NO	PBR	(0,1)	---	NO
COP	(0,1)	$D2^*$	SI	GLC	(1,1)	$D4^*, D5$	NO
GEC	(0,1)	---	SI	GER	(0,1)	$D1, D4$	NO
BRA	(0,1)	$D2$	SI	ENE	(1,1)	---	NO
BCH	(1,1)	$D1, D2$	NO	END	(0,1)	$D5$	NO
AMM	(1,1)	---	SI	DYS	(0,1)	---	NO

\* Significativo al 10%, Tít.≡Título, As.≡Asimetría.

Del citado cuadro se desprende que sólo el 25% de los títulos presentan un comportamiento asimétrico, mientras que en el 75% restante las subidas o bajadas en la cotización de los mismos no afectan de manera diferente a los shocks en la volatilidad. Además, al recogerse la asimetría a través de un

parámetro adicional, los resultados de este modelo sólo difieren, en relación a la existencia de volatilidad anormal, de los obtenidos en el modelo simétrico en los títulos Banco de Chile (BCH) y Globo Cabo (GLC).

En cuanto a los índices analizados, ambos presentan un comportamiento similar, al no encontrarse un efecto asimétrico en la volatilidad y siendo solamente el efecto jueves el que de manera significativa se muestra en ambos, tal y como se puede observar en el cuadro 9. Asimismo, los resultados de este modelo con respecto al anterior difieren únicamente en que en el modelo asimétrico el efecto jueves se manifiesta solamente en el índice Latibex Top, mientras que en el modelo simétrico dicho efecto se aprecia en ambos índices.

Cuadro 9. Modelo asimétrico: efecto día de la semana en varianza (índices)

Tít.	GARCH	Variables significativas	Asimetría
LTA	(0,1)	$D4^*$	NO
LTT	(0,1)	$D4^*$	NO

\* Significativo al 10%; Fuente: Elaboración propia

## 5. Conclusiones

Hemos realizado un análisis del efecto día de la semana en los títulos que componen el Latibex durante el período temporal comprendido entre el 7 de enero de 2003 hasta el 1 de abril de 2005. Dicho análisis se ha efectuado tanto en la ecuación de la rentabilidad como en la volatilidad, utilizando para ello los modelos de varianza condicional GARCH y T-ARCH.

En cuanto al efecto día de la semana en la rentabilidad, se ha observado en el 83% de los títulos y en ambos índices bursátiles analizados, una rentabilidad anormal o efecto día de la semana para el viernes, siendo siempre el coeficiente positivo, lo cual viene a indicar que la rentabilidad obtenida en viernes es significativamente superior a la correspondiente al resto de días de la semana.

Tras el análisis efectuado del efecto día de la semana en el modelo simétrico GARCH, al igual que Kyimaz y Berument (2001), no encontramos un comportamiento común en el efecto del día de la semana en la ecuación de la varianza condicional. En este sentido, en el 56% de los títulos se aprecia volatilidad anormal, aunque no existe un patrón definido en cuanto al día de la semana en el que dicha volatilidad difiere sustancialmente con respecto al resto de los días de la semana. En referencia a los índices analizados, solamente el Latibex Top presenta efecto día de la semana el jueves.

Con respecto al modelo asimétrico T-ARCH, es de destacar que solamente en el 25% de los casos las subidas o bajadas en la cotización de los mismos afectan de manera diferente a los shocks en la volatilidad, siendo muy similar la volatilidad anormal o efecto día de la semana con respecto al modelo simétrico GARCH.

## Bibliografía

Aggarwal, R. and J.D. Schatzberg (1997). Day of the week effects, information seasonality, and higher moments of security returns. *Journal of Economics and Business*, 49, pp. 1-20.

- Baillie, R. T. and T. Bollerslev (1989). The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional-Variance Tale. *Journal of Business and Economic Statistics*, 7(3), pp. 297-305.
- Copeland, L. and P. Wang (1994). Estimating Daily Seasonality in Foreign Exchange Rate Changes. *Journal of Forecasting*, 13, pp. 519-528.
- Corredor, P. y R. Santamaría (1996). El efecto día de la semana: resultados sobre algunos mercados de valores europeos. *Revista española de Financiación y Contabilidad*, XXV, 86, pp. 235-252.
- Easton, S. and R. Faff (1994). An Examination of the Robustness of the Day-of-the-Week Effect in Australia. *Applied Financial Economics*, 4, pp. 99-110.
- Engle, R.F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50, pp. 987-1007.
- Hsieh, D. A. (1988). The statistical properties of daily foreign exchange rates: 1974-1983. *Journal of International Economics*, 24, pp. 129-145.
- Keim, D.B. and F. Stambaugh (1984). A further investigation of weekend effects in stock returns. *Journal of Finance*, 39, pp. 819-840.
- Kim, C.K. and J. Park (1994). Holidays Effects and Stock Returns: Further Evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1, pp. 145-157.
- Kyimaz, H. and H. Berument (2001). The day of the week effect on Stock Market Volatility. *Journal of Economics and Finance*, 25(2), pp. 181-193.
- Miralles, J.L. and M.M. Miralles (2000). An Empirical Analysis of the Weekday Effect on the Lisbon Stock Market over Trading and Non-Trading Periods. *Portuguese Review of Financial Markets*, 3(2), pp. 5-14.
- Rogalski, R.J. (1984). New findings regarding day-of-the-week returns over trading and non-trading periods: A note. *Journal of Finance*, December, pp. 1603-1614.